

## NUEVAS EXPLORACIONES SOBRE EL VOTO DE CLASE EN ARGENTINA

*Jorge Raúl Jorrat<sup>1</sup>*

### Resumen

El trabajo retoma estudios sobre voto de clase en Argentina, ofreciendo una exploración adicional basada tanto en datos de encuestas nacionales sobre elecciones presidenciales de los últimos tiempos como en datos agregados, en este caso usufructuando tanto de un amplio estudio reciente sobre las elecciones de 1946 como de datos de las últimas elecciones de 2015, en ambas instancias datos de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) y de los Municipios de la Provincia de Buenos Aires circundantes a la CABA (Conurbano Bonaerense). Y, en algunos casos, la exploración se amplía a comparaciones internacionales, considerando la relación clase-voto del laborismo británico.

En lo metodológico, a los esfuerzos tradicionales se agregan algunos avances con métodos log-lineales, discutiendo modelos de independencia, de efectos constantes y de efectos uniformes, cruzando datos de tres elecciones nacionales y tres partidos, bajo el supuesto de que estos partidos van de menos a más “populistas”. Los resultados muestran que debe aceptarse el modelo de asociación constante, indicando que el efecto de la clase sobre el voto, más allá de su magnitud, muestra cierta inercia en los últimos tiempos.

Además de detectar según distintas aproximaciones que la relación clase-voto mantiene su relevancia, se puntualiza que, cuando el alcance de la variable clase se evalúa en el contexto de la presencia de variables tanto de corte político-ideológico como de percepciones de la economía, esta todavía muestra su fuerza para dar cuenta del voto.

---

<sup>1</sup> Investigador del CONICET. Instituto Gino Germani, Universidad de Buenos Aires (UBA). Email: [rjorrat@gmail.com](mailto:rjorrat@gmail.com)

**Palabras clave:** clase - voto - populismo - modelos log-lineales - inercia

## Abstract

Our work returns to studies on class voting in Argentina, offering an additional exploration based on national surveys of presidential elections as well as on aggregate data from Buenos Aires City (CABA), and surrounding counties from Buenos Aires Province (*Conurbano Bonaerense*). The aggregate data emerge from a recent large study on the 1946 presidential elections (when Perón came into power), as well as from the latter 2015 elections. At some point, international comparisons with the class-vote relationship for the British Labor Party are considered.

Besides traditional methodological efforts, log-linear models are introduced, in order to discuss independence, constant association, and uniform association models, studying the class-vote relationship for three elections and three parties; it is supposed that these parties range from less to more “populist” orientations. Results show that the constant association model must be accepted, which suggests the existence of certain inertia of class effects on voting throughout the latest elections.

After finding that a relevant class-vote relationship remains, it is pointed out that when the influence of the class variable is analyzed in the context of political-ideological variables and economic perceptions, class still shows its strength to account for voting behavior.

**Keywords:** class - vote - Populism - log-linear models - inertia

## Introducción

Este trabajo es una revisión de una ponencia presentada en una mesa sobre “Comportamiento electoral en Democracias de Tercera Ola con sistemas partidarios fluidos”, coordinada por Carlos Gervasoni en el Congreso Mundial de WAPOR, Buenos Aires 2015. Ello terminó dándole al trabajo su presente característica y alcances.

El voto de clase ha sido un tema disputado en la literatura internacional, aunque tales discusiones no fueron una cuestión relevante en el contexto de los estudios electorales en Argentina. Entre las pocas excepciones pueden citarse nuestras propias contribuciones (Acosta y Jorrat, 2003; Jorrat, 2010; Canton y Jorrat, 2013). Y estas aproximaciones se basaron en análisis de datos agregados y estimaciones del comportamiento electoral individual siguiendo enfoques propuestos por diferentes autores, entre ellos King, 1997. Análisis sobre estos tópicos basados en datos de encuestas han estado básicamente ausentes (con algunas excepciones, como Tagina, 2010). De allí que tratamos ahora de ofrecer resultados de un ejercicio tomando en cuenta tres encuestas nacionales llevadas a cabo por nosotros mismos (2004, 2009 y 2012) en el Instituto Gino Germani (CEDOP-UBA), a lo que se agrega una encuesta de LAPOP (Latin American Public Opinion Project) de 2012.

Nuestro enfoque descansará en dos aproximaciones. Al comienzo, estudiaremos el voto de clase en sí mismo y luego analizaremos los efectos del voto de clase en el contexto de diferentes variables competitivas –vía regresiones logísticas–, tales como las percepciones de la economía, el interés en la política, la participación política y la ideología, como asimismo controlando variables socio-demográficas como sexo, edad, años de educación, ingreso familiar, etc.

Si bien la clase es una variable central, crucial en nuestra exploración, para los presentes ejercicios evitaremos entrar en discusiones conceptuales acerca de ella, disputas con una larga y compleja tradición en nuestro campo. Más bien, para análisis más detallados seguiremos una versión del esquema de clases denominado Casmin (o EGP, por Erikson, Goldthorpe y Portocarero, 1979), presentado en Erikson y Goldthorpe (1993), frecuentemente utilizado en estudios internacionales.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Para un estudio específico propio sobre el tema, referimos a Jorrat, 2000; para una discusión de distintos esquemas y con muchos detalles de construcción empírica, ver Leiflursrud, Bison y Jensberg, 2005.

En trabajos previos tuvimos la oportunidad de presentar discusiones conceptuales sobre el voto de clase. Notamos la existencia de un vivo y enérgico debate sobre su valor analítico actual, bien expresado en dos compilaciones ya clásicas: Evans (1999) y Clark y Lipset (2001), que atendían a la presencia de fuertes críticas muy bien ilustradas por los títulos de dos libros: *The Death of Class* (Pakulski y Water, 1996) y *The Classless Society* (Kingston, 2000).<sup>3</sup>

Vinculado a la idea más “extremista” de la muerte de la clase, hay un concepto algo menos comprometido: “desalineamiento de clase”. Lachat (2007) distingue entre “desalineamiento estructural”, como resultado de cambios en el tamaño de los grupos o clases sociales, y “desalineamiento conductual”, que se refiere a cambios en el comportamiento electoral o la porción de votos para un partido específico. Estos procesos se suponen independientes. La idea general del desalineamiento electoral sugeriría que, en la actualidad, los clivajes sociales no estructuran las decisiones de voto, favoreciendo las cuestiones de corto plazo en vez de las lealtades tradicionales. Esto sería resultado de diferentes tendencias, que mencionamos más abajo. Nuestra exploración no tomará en cuenta, específicamente, estas distinciones –Lachat considera que las medidas tradicionales no distinguen apropiadamente estos procesos– aunque implícitamente sobrevolaremos sobre ellas.

Dentro de los límites de esta presentación, mencionaremos una lista de problemas vinculados a la relación clase-voto, algunos de los cuales ya consideramos en estudios previos. Por razones de simplicidad, seguiremos una presentación de Knutsen (2006) cuando escribe sobre “Teorías y Explicaciones sobre el Decaimiento del Voto de Clase” (pp. 1-11): a) movilidad social, b) nuevas divisiones sociales, c) movilización cognitiva, d) tesis del aburguesamien-

---

<sup>3</sup> Es interesante señalar que no solo se habla de “la muerte de la clase”, sino que también el “voto económico” fue sometido –aunque en menor medida– a embates parecidos. Véase, por ejemplo, Anderson, 2007: “The End of Economic Voting?”.

to, e) nueva política y radicalismo de clase media, f) debate acerca de las orientaciones políticas de la clase de servicios, g) estrategia partidaria, apelaciones de clase y cambios en la estructura de clases, y h) debate acerca de la persistencia o declinación del voto de clase.

La primera –a– se refiere a la tasa de movilidad social y la posibilidad de que las personas móviles adopten una perspectiva de clase. Estudios propios (Jorrat y Benza, 2014) muestran que las pautas de movilidad social en Argentina no son particularmente diferentes de aquellas de los países más desarrollados (con importantes matices, por supuesto). De todas formas, no es claro el rol de la movilidad social en la relación clase-voto. La segunda –b– se refiere a una amplia lista de nuevos clivajes sociales, aunque en el caso argentino no hemos encontrado una emergencia particular de tales clivajes (hay pocos estudios locales sobre este punto). La tercera –c– está vinculada a la idea de un creciente número de votantes “independientes”, particularmente luego de la presencia de altos niveles de educación formal y la sofisticación política asociada a ella. Por supuesto, esta es una cuestión en disputa. La cuarta –d– ha estado con nosotros desde hace ya tiempo. La creciente afluencia, ingresos en aumento y menos “acoplamiento” o “identificación” habrían conducido a una clase obrera “más burguesa” y menos radicalizada, con menor apego a las organizaciones sindicales. Por supuesto, son muchas las tendencias en contrario. La quinta –e– se refiere a una tendencia histórica acerca del debilitamiento de la relación entre clase obrera y partidos de izquierda, a la par de que estos partidos de izquierda comenzaron a descansar en apoyos de clase media. La sexta –f–, la menos relevante, sería una especificación de la variabilidad política de la clase en la cúspide de la jerarquía de clases en el esquema Casmin (o EGP): profesionales de nivel alto, administradores y funcionarios, etc., en el sentido de hasta qué medida adquirirían una orientación “radical” (como sugería el quinto tópico). La séptima –g– se basa en la carencia de apelación de los partidos políticos a

cuestiones y valores de clase, tradicionalmente asociados a una distinción izquierda-derecha. Si un partido tiene una aspiración mayoritaria, debe aproximarse a la idea de un partido "catch all". Por otro lado, se postuló la transformación de la estructura de clases y el crecimiento de las clases medias –vis a vis un declinar de las clases obreras–. El octavo –h– y último tópico notado por Knutsen (2006) se refiere al propio debate sobre el declinar del voto de clase, lo que ha sido cuestionado en la literatura, basándose tanto en aspectos teóricos como metodológicos. No entraremos en tales especificidades aquí.

Antes de cerrar este punto, debemos mencionar que existe un amplio rango de diferentes hipótesis, usualmente analizadas en el contexto de muchas elecciones y en un amplio plazo. Tal no es nuestro caso, de manera que nuestra discusión en esta presentación –dedicada si se quiere al "corto plazo"– se centrará en una perspectiva más bien descriptiva de la relación clase-voto, aunque se utilizarán diversas herramientas analíticas.

### **Voto de clase: una primera aproximación descriptiva**

A modo de introducción, recurrimos a una cita de Evans (2000), quien nota que, más allá de posibles complejidades y/o ambigüedades, "A primera vista, la idea de voto de clase aparece de forma directa. Se refiere a la tendencia de los votantes en una clase particular de votar por un partido o candidato político específico (o un agrupamiento de ellos), en vez de una opción alternativa, comparada con votantes en otra clase o clases. En otras palabras, el voto de clase describe una pauta de asociación entre clase y voto" (p. 402). Basten estas consideraciones básicas para nuestros propósitos aquí.

En un intento de medir la relevancia del voto de clase, usamos el tradicional Índice de Alford, definido en nuestro caso como el porcentaje de personas de clase baja u obrera que votó por el FPV (Frente para la Victoria, expresión del

peronismo en las elecciones de 2007 y 2011 aquí consideradas), menos el porcentaje de gente de clase media que también votó por el FPV. Desde comienzos de los años 60, este índice, en el medio de distintos tipos de críticas, se ha mantenido al menos como un primer indicador de la vinculación –o no– de la relación clase-voto. Recordemos que se asocia a una tradición de tinte marxista, que supone que los intereses de clase llevan a un apoyo de la clase obrera a los partidos de izquierda y de las clases no obreras –o clases medias– por los partidos de centro, centro-derecha o simplemente derecha. Señalaba Alford (1963, pp. 68-69):

“Una relación entre posición de clase y comportamiento electoral es una asociación natural y esperada en las democracias occidentales por un número de razones: la existencia de intereses de clase, la representación de estos intereses por partidos políticos y la asociación regular de ciertos partidos con ciertos intereses. Dado el carácter del orden de estratificación y de la forma en que los partidos políticos actúan como representantes de diferentes intereses de clase, sería notorio si tal relación no fuese encontrada”.

Hacemos extensivo este enfoque, como en la investigación británica respecto de los partidos de corte laborista, para el “peronismo” en nuestro caso.<sup>4</sup>

Una aproximación como la de Alford suele denominarse “voto de clase absoluto”, que se reconoce afectado por los totales marginales de cuadros de doble entrada, en nuestro caso cuadros de 2 x 2, es decir, afectado por factores estructurales y conductuales. Otra medida absoluta “gruesa”, que permite una especie de “perspectiva global” del voto de clase, es lo que algunos autores denominan Índice Kappa, en este caso la suma de votos de clase obrera por el FPV más

<sup>4</sup> En cuanto a indagaciones con opiniones encontradas sobre un voto “no natural” de la clase obrera por la izquierda, véase, entre muchos, Achterberg y Houtman, 2006.

los votos de clase media por otros partidos, dividida por el total de votos positivos. Notemos que hay diferentes índices denominados “kappa”, siendo el más conocido el propuesto con ese nombre por Hout, Brooks y Manza (1995, p. 813), definido como “la desviación estándar de las diferencias de clase en decisiones de voto en cada elección”, que demandaría distinciones que superen las simples distinciones dicotómicas.<sup>5</sup> En nuestro caso usamos una definición simple y totalmente diferente, siguiendo a parte de la bibliografía: la suma de votos de clase obrera por el laborismo (o socialismo) más el voto de clase media por los partidos no laboristas (o no socialistas), como porcentaje del total de votos positivos. Dado nuestro enfoque “grueso” sobre este punto, creemos que estos índices serían apropiados para nuestros propósitos aquí. Además, usaremos el Índice de Thomsen (o razón de logaritmo de chances), que es el logaritmo natural de la razón de productos cruzados de casos de clase obrera multiplicados por los votos del FPV, dividido por el producto de casos de clase media por votos distintos del FPV. Este enfoque tiende a ser denominado “voto de clase relativo”. La ventaja puntualizada para este último es que no resulta afectado por los totales marginales de los cuadros de contingencia (o de doble entrada). Como fuera notado en la literatura (Evans, 2000), ambos índices tienden a mostrar resultados similares, pauta que es igualmente observada en nuestros análisis. Ello es más así si estamos trabajando con cuadros de 2 x 2. Se menciona que para una razón 75:25 (o 25:75) para ambas variables, Alford y Thomsen muestran una pauta similar. (Para mayor detalle, referimos a nuestros trabajos sobre estos temas: Acosta y Jorrat, 2003; Jorrat, 2010).

---

<sup>5</sup> Hout, Brooks y Manza (1995) reconocen la simplicidad del Índice de Alford —a pesar de sus limitaciones—, y proponen para intentos más elaborados lo que definen como “Un Nuevo Índice de Voto de Clase”, que denominan “kappa”, que descansa en enfoques de regresión logística multinomial, “a costa de una considerable complejidad”. Este punto nos excede aquí. Pueden verse las pp. 813-814 de su artículo, particularmente para análisis de variables multidimensionales (no dicotómicas). Para una fuerte crítica de este índice, con sugerencias de retornar a Alford y Thomsen, véase Houtman, 2004, p. 129.



Casi como una referencia contextual, notamos que *nuestro esfuerzo aquí apunta a evaluar bases sociales del voto más que especificaciones sobre el sistema político-partidario de Argentina*. Si queremos señalar nuestra posición de que, al menos desde el surgimiento electoral del peronismo en febrero de 1946, con sus matices, las elecciones presidenciales fueron polarizadas y con presencia de un clivaje de clases (obreros versus no obreros, relacionado a peronismo-no peronismo), lo que no implicaba desdeñar la presencia de otros clivajes relevantes. Con reservas, tendemos a coincidir con lo que señalan Lupu y Stokes (2009), quienes reconocen dos sistemas de partidos en Argentina desde 1912: uno que va de 1912 a 1940, caracterizado por un sistema tripartito –radicales, conservadores y socialistas– que ven como multclasistas a los dos primeros, elitista al tercero, y el otro, de 1946 a 2003, con la presencia de una polarización de clase, expresando el peronismo a la clase obrera. Los autores señalan que esta pauta a veces no era particularmente definida en algunas elecciones del período. Agreguemos que la elección presidencial de 2003, con tres fuerzas intentando la representación “oficial” del peronismo, no fue una arena propicia para observar polarizaciones de clase. Concluyendo, señalamos nuestra mayor cercanía a la descripción del segundo período electoral que a la del primero, según lo puntualizado por Lupu y Stokes.

Para las elecciones presidenciales de 2003, 2007 y 2011, descansamos en nuestros propios relevamientos (2004, 2009 y 2011), donde la categorización de clase se basa en el esquema Casmin (o EGP). Una versión de siete clases, según propuesta de Erikson y Goldthorpe (1993, Tabla 2.1, p. 38) es la siguiente: I+II Clase de servicios: profesionales, administradores y gerentes; técnicos de nivel alto, supervisores de trabajadores no manuales. III Trabajadores no manuales rutinarios: empleados rutinarios no manuales en administración y comercio; personal de ventas. IVa+b Pequeña burguesía: pequeños propietarios y artesanos, etc., con y sin empleados. IVc Cuenta propia rural: pequeños propietarios

rurales y trabajadores autónomos rurales en la producción primaria. V+VI Trabajadores calificados: técnicos de nivel bajo; supervisores de trabajadores manuales; trabajadores manuales calificados. VIIa Trabajadores no calificados: trabajadores semi y no calificados (no en agricultura, etc.). VIIb Trabajadores rurales (baja calificación). Tanto en este trabajo como en otro posterior de Goldthorpe (2007, p. 103), este autor aclara que inicialmente “se realizan distinciones básicas entre empleadores, auto-empleados o autónomos y empleados”. La última categoría es la más grande y problemática, que requiere “un nivel ulterior de distinción”, notando que el principal contraste se da entre el “contrato de trabajo” (*labour contract*), más inestable, que opera en el caso de “trabajadores manuales y no manuales de nivel bajo” y la “relación de servicio” (*service relationship*), más estable, “típica de los staffs profesionales y gerenciales”. Para una ampliación sobre este punto, véase Capítulo 5 de Goldthorpe (2007, 2010).

Para las elecciones presidenciales de 2011, usamos también una encuesta LAPOP (2012), donde obtenemos un “proxy” para clase social según niveles socio-económicos (basados en categorías usuales de la investigación de mercado). Nuestras propias encuestas no son encuestas políticas o electorales (sí lo es la de LAPOP), aunque formulamos preguntas sobre el último voto presidencial. En estos casos, cuando se realizan análisis de regresión, descansaremos solamente en variables socio-demográficas. Para la encuesta LAPOP, tendremos la posibilidad de usar variables de tipo político.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Nótese que el cuestionario LAPOP no fue diseñado como para permitir construcciones “tradicionales” de clase social. Teníamos dos posibilidades: la autoidentificación de clase o el nivel socioeconómico (por medio de preguntas usuales de investigación de mercado). El problema con el primer enfoque fue que el cuestionario solo usó una pregunta de autoidentificación, sin ser seguida de una segunda pregunta, presionando a la persona entrevistada cuando no mencionaba una identificación de clase en la primera. De esta forma, mucha gente quedaba fuera de una categorización de clase. Para la segunda alternativa, los niveles ABC1, C2 y C3 fueron ubicados en la clase media alta, media típica y baja clase media, mientras que los niveles D y E se ubicaban en la clase baja u obrera. Esta alternativa fue usada, notándose que tales niveles (ABC1, etc.) no estaban elaborados por LAPOP, sino que resultaron de una

En nuestra primera aproximación, según cuadros tradicionales de 2 x 2, usaremos todas las encuestas. Más adelante, para los análisis de regresión logística, consideraremos solamente la encuesta LAPOP 2012.

**Cuadro 1. Índices de voto de clase: elecciones presidenciales de 1995, 1999, 2003, 2007 y 2011**

Medidas	Encuesta 2003 Voto 1995	Encuesta 2003 Voto 1999	Encuesta 2004 Voto 2003	Encuesta 2009 Voto 2007 CFK	Encuesta 2009 Voto 2007 CFK+ARS	Encuesta 2012 (CEDOP) Voto 2011	Encuesta 2012 (LAPOP) Voto 2011
Índice de Alford	21,0%	22,7%	18,8%	16,0%	18,2%	17,0%	16,3%
Índice Thomsen	0,90	1,07	1,02	0,68	0,85	0,86	0,74
Índice Kappa	58,4%	64,6%	58,3%	58,1%	59,2%	61,6%	58,4%
Voto clase obrera por peronismo	71,6%	43,8%	83,7%	68,8%	77,1%	80,1%	74,3%
Voto clase media por peronismo	50,6%	21,1%	64,9%	52,8%	58,9%	63,1%	58,0%
Votos positivos con categoría de clase			669	1119	1119	571	1116

Nota 1: Resultados basados en 5 encuestas: 2003, 2004, 2009/10, 2012 (CEDOP-UBA) y 2012 (LAPOP).

Nota 2: Usamos la expresión “peronismo” para todas las elecciones, incluyendo el “Frente para la Victoria” en 2007 y 2011. Para las elecciones de 2003, “peronismo” es la suma de los tres candidatos que compitieron por la candidatura peronista (Menem, Kirchner y Alberto Rodríguez Saá). En 2007 y 2011 es el voto por C. F. de Kirchner. Como los votos para las elecciones presidenciales de 1995 y 1999 son formulados en la encuesta de 2003, aquellos que en 2003 no alcanzaron la edad para votar, ya sea en 1995 o 1999, son excluidos. Los porcentajes se basan en la suma de los votos positivos de las personas cuya clase social fue obtenida.

Nota 3: Cuando las encuestas de CEDOP-UBA son consideradas, la clase social se basa en el esquema Casmin o EGP, tomando en cuenta preguntas sobre ocupación. En el ejercicio basado en la encuesta LAPOP 2012, se usa el nivel socioeconómico, considerando categorizaciones usuales de investigación de mercado.

---

aproximación nuestra según información del cuestionario de LAPOP, básicamente en cuanto a la tenencia de bienes del hogar. Con estas prevenciones, “clase” en este caso debería ser leída con precaución.

Si bien sería de mucho interés poder comparar estos porcentajes de voto de clase con otros resultados de Argentina, carecemos de información sobre la existencia de tales resultados en otras fuentes. En la encuesta nacional de 2003 que llevamos a cabo, se formularon preguntas sobre el voto presidencial de 1995 y 1999. En este caso, la variable clase descansó en preguntas tradicionales sobre ocupación, para personas en edad de votar en 1995 o 1999. El Índice de Alford fue 21% en 1995 y 23% en 1999 (Canton y Jorrat, 2007, Vol. III, Cuadros 5-19, p. 136). Estuvo cerca del 19% en 2003 –suma de los tres candidatos presidenciales del Partido Justicialista–. Este valor es ligeramente mayor que el de las elecciones de 2007 (18,2%) y que el de las del 2011 (alrededor del 17%), pero 2003 se ve un tanto afectado por ser la suma de los tres candidatos que competían por la candidatura justicialista en la primera vuelta (y no hubo una segunda vuelta). El Índice de Thomsen, como se predijera, no muestra una perspectiva diferente de la de Alford.

Se puede ver (Cuadro 1) que esta muy ligera fluctuación del Índice de Alford tiene lugar en un contexto en el que el apoyo obrero al peronismo parece crecer –o se mantiene estable–, mientras que los apoyos de clase media también se mostrarían estables –o crecerían–. Es decir, si aceptamos que los valores del Índice de Alford de las elecciones presidenciales de 2003 tienden a decrecer ligeramente, esto no sería resultado de que el peronismo estuviera obteniendo un menor apoyo de las clases obreras, sino, en alguna medida, de fluctuaciones en los apoyos de clase media.

Para la encuesta LAPOP de 2012, basada en la utilización de niveles socioeconómicos (NSE) como “proxy” de clase, el Índice de Alford (elecciones de 2011) fue de 16,6%. A pesar de las diferencias de las categorizaciones de clase, este valor es prácticamente el mismo que el obtenido según la categorización Casmin (o EGP) para la misma elección. Pero esto sería resultado de un menor apoyo de clase obrera y clase media por el FPV de acuerdo con la encuesta LAPOP, respecto de los apoyos equivalentes observados en nuestra encuesta CE-

DOP-UBA. Debe notarse que el tamaño de la clase obrera en la categorización de la encuesta CEDOP-UBA es ligeramente mayor que el tamaño observado en la encuesta LAPOP.

Finalmente, incluimos unas pocas comparaciones internacionales. Encontramos que el Partido Laborista Británico ofrece una interesante comparación con el voto peronista, con la ventaja de que el voto de clase ha sido una cuestión recurrente de análisis en Gran Bretaña. Debe tenerse en cuenta que hay una diferencia de unos diez años entre las elecciones británicas de 1997 y las elecciones de 2007 en Argentina. Según se muestra en el Cuadro 2, para un esquema de clases (Casmin) detallado, encontramos:

**Cuadro 2. Voto por el Partido Laborista y por el peronismo: porcentajes de diferentes categorías de clase**

Clases (EGP o Casmin)	Voto Laborista Gran Bretaña 1997 (%)	Voto Peronista Argentina 2007 (%)
I. Altos Administrativos y Profesionales	34	41
II. Bajos Administrativos	42	46
III. Empleados No Manuales Rutinarios	49	55
IV. Pequeños Propietarios y Autónomos	40	60
V. Capataces y Técnicos	62	61
VI. Trabajadores Calificados	67	68
VII. Trabajadores Semi y No Calificados	69	70

Puede verse que no hay diferencias para las clases trabajadoras manuales (V, VI y VII), mientras que el peronismo obtiene un apoyo mayor de las clases medias no manuales (I, II y III) y de la pequeña burguesía (IV). Ello podría sugerir que el Índice de Alford sería más alto en Gran Bretaña en este caso. Por otro lado, Knutsen muestra, para el período 1975-1997, que, en Gran Bretaña, del total de votos de clase obrera, el 50,2% va al Partido Laborista, valor que es por lejos uno de los más altos entre los países europeos que él analizó, solo segundo respecto del SPD (Partido Social De-

mócrata) en Alemania (51,8%). Los resultados que mostramos en nuestro Cuadro 1 previo son mucho más altos que estos valores.

Observaciones más recientes sobre el voto de clase en Gran Bretaña son ofrecidas por Evans y Tilley (2012b), quienes notan que la brecha entre apoyos de la clase obrera y el “salariado” (clases medias) por el laborismo ha declinado del 30% en 1983 a cerca del 10% en 2000 (p. 968). En la Argentina actual, según nuestros datos, esa brecha para el voto peronista estaría en alrededor del 26%-29% (parecida a la de Gran Bretaña de 1983).

Antes de cerrar este punto, casi como una larga digresión intentamos una comparación histórica para Argentina, tomando en cuenta estimaciones basadas en datos agregados para las elecciones presidenciales de 1946, cuando Juan Perón accedió al gobierno por primera vez. Estos datos fueron obtenidos de una muestra aleatoria de votantes obligatoriamente registrados, según archivos de la Cámara Nacional Electoral. Fue una muestra de tarjetas en las que figuraba la ocupación más algunas otras variables socio-demográficas de los varones de 18 años y más. Una descripción del trabajo puede encontrarse en Canton, Acosta y Jorrat (2013).

**Cuadro 3. Estimaciones según datos agregados. Índices de voto de clase de las elecciones presidenciales de 1946 en a) Capital Federal, b) Conurbano Bonaerense y c) AMBA (Área Metropolitana de Buenos Aires) –suma de (a) y (b)–**

Medidas	Capital Federal (a)	Conurbano Bonaerense (b)	AMBA (a)+(b)
Índice de Alford	50,5%	23,2%	43,5%
Índice de Thomsen	2,34	1,23	1,96
Índice Kappa	73,4%	65,2%	70,7%
Voto de clase obrera por Peronismo	83,9%	61,6%	80,9%
Voto de clase media por Peronismo	33,4%	38,4%	37,4%
<i>Votos positivos con clase asignada</i>	<i>574770</i>	<i>281708</i>	<i>856478</i>

Si intentamos comparar resultados recientes con estas estimaciones basadas en datos agregados (estimaciones si-

guiendo líneas propuestas por King 1997) para la primera elección en Argentina después de la Segunda Guerra Mundial, la misma tendencia de Gran Bretaña en cuanto a un declinar del voto de clase para partidos de tipo laborista se observa en la Capital Federal –según el Índice de Alford–. Tal tendencia es mucho menos relevante en el Conurbano Bonaerense –también según el Índice de Alford–: (50,5% versus 23,2%). Puede observarse que la estimación del simple porcentaje de apoyo de clase obrera al laborismo (Conjunción Peronista) en la Capital Federal es el 84%, mientras que en el Conurbano Bonaerense la estimación se reduce a cerca del 62%. Debe señalarse que para el AMBA, al comienzo del siglo XXI (ya sea las elecciones presidenciales de 2007 o 2011), el apoyo de clase media al peronismo habría crecido del 33% al 53% de los votos positivos, relativo a los valores estimados para el AMBA en 1946. Por otro lado, para la misma zona (AMBA), el apoyo de clase obrera al peronismo habría declinado del 84% a alrededor del 70%. Sin dudas, estas comparaciones históricas deben leerse con precaución, dado que los valores de 1946 son estimaciones de datos agregados (estimaciones no puntuales y sujetas a distintos grados de variabilidad), mientras que los resultados actuales son obtenidos de encuestas muestrales a individuos.

### **Relaciones clase-voto según distintas elecciones: un análisis basado en modelos log-lineales**

Realizamos ahora un ejercicio adicional, para evaluar posibles cambios en el voto de clase en el corto plazo, tomando en cuenta intentos de alguna manera similares –hasta cierto punto– de trabajos de Goldthorpe (1999), Weakliem y Heath (1999), entre otros. Es una metodología típica de los estudios de movilidad social que descansa en modelos log-lineales. Consideramos tres modelos como los presentados por ejemplo en Vallet (2006): el modelo de independencia condicional, el modelo de asociación constante y el modelo de efectos uniformes (UNIDIFF). Estos modelos relacionarán

clase y voto para tres categorías de clase y tres fuerzas políticas, a lo largo de tres elecciones presidenciales en Argentina (2003, 2007 y 2011).

Para proceder con este ejercicio hacemos el supuesto “heroico” de que los tres grupos de partidos se mueven desde una orientación “menos populista” hacia una “más populista”.<sup>7</sup> Los primeros serían partidos de tipo “conservador”, los segundos de tipo “social demócrata” (como el Partido Radical o el Socialista) y los terceros serían partidos de tipo “laborista”, en nuestro caso el peronismo (o el FPV). Y los relacionaremos a tres categorías de clase, ordenadas desde clase media alta bajando a clase media (típica) y luego a clase obrera.

Los tres modelos buscan responder tres preguntas planteadas por Vallet. Las parafrasearemos, de acuerdo con nuestro problema a mano: 1) ¿Existe una asociación estadística entre clase y voto en Argentina?; 2) Si existe, ¿ha permanecido constante esta asociación a través de las tres últimas elecciones presidenciales en el país?; 3) ¿O ha cambiado en el sentido de un debilitamiento o de una relación más fuerte a lo largo de las tres elecciones presidenciales en consideración?

**Cuadro 4. Resultados de modelos log-lineales para la relación clase-voto, a lo largo de diversas elecciones presidenciales (2003, 2007 y 2011). 3 fuerzas políticas, 3 clases sociales, 3 elecciones. Encuestas: 2004, 2009, and 2012. N = 2326**

Modelos	G <sup>2</sup>	P	G. de L.	ID	BIC	rG <sup>2</sup>
1. Independencia Condicional	137,467	0,000	12	9,51	44,444	-----
2. Asociación Constante	16,113	0,041	8	1,74	-45,902	88,3%

<sup>7</sup> Como una observación histórica parcialmente ligada a esto, es interesante señalar que Bartolini (2000), para el período histórico de su interés en el estudio de la izquierda europea (1860-1980), propone lo siguiente: “Los tres componentes principales de la izquierda están representados en este estudio por, primero, los *partidos socialistas, social demócratas o laboristas*, todos los cuales mantuvieron su afiliación original con la Internacional socialista...” (p. 109, énfasis original). Continúa luego con los partidos *comunistas* y luego los terceros partidos de *extrema derecha o extrema izquierda* (originados en el socialismo o comunismo oficial).



3. Efectos Uniformes (UNIDIFF)	15,981	0,014	6	1,68	-30,530	88,4%
Elecciones	2003	2007	2011			
Parámetros UNIDIFF	1,000	0,950	1,030			
G <sup>2</sup> de Mod.2 – G <sup>2</sup> de Mod.3 = 0,132; G.Lib. Mod.2 – G.Lib. Mod.3 = 2 (Elección de referencia: 2003 = 1)	Chi <sup>2</sup> =0,94					

Tomamos en cuenta diversos indicadores de bondad de ajuste: el valor  $p$  (debería ser por lo menos superior a 0,05); el Índice de Disimilitud (debería ser menor de 2, o de 3), que “aquí puede ser interpretado como la proporción de casos mal clasificados de acuerdo con las frecuencias esperadas bajo el modelo” (Powers y Xie, 2000, p. 124); el valor de BIC (*Bayesian Information Criterion*), cuyo valor negativo más alto sugiere un mejor ajuste y cuya “idea básica es comparar la plausibilidad relativa de dos modelos más que encontrar la desviación absoluta de los datos observados respecto de un modelo particular” (Powers y Xie, p. 124); y, finalmente, el porcentaje de asociación explicada ( $rG^2$ ), que nos habla de la mejora de ajuste de un modelo respecto del modelo de independencia condicional.

El primer modelo supone que clase y voto son independientes en cada elección. El segundo modelo supone que las razones de chances (*odds ratios*) que miden la asociación entre clase y voto son constantes a través de las elecciones. Implica que no existe interacción de tres vías. El tercer modelo (UNIDIFF) “descompone cada logaritmo de las razones de chances como el producto de una pauta común [...]” y un parámetro específico por elección. “Este modelo supone que todas las razones de chances se mueven en la misma dirección” de una elección a la otra, expresando esta variación con un parámetro.

El modelo de asociación constante y UNIDIFF muestran un buen ajuste, pero el modelo de asociación constante debería preferirse. UNIDIFF no mejora el ajuste: su valor BIC es menos negativo y un test de chi cuadrado para la diferencia en  $G^2$  ( $G^2$  a veces denominado “deviance”) entre los Modelos 2 y 3, para una diferencia de dos grados

de libertad entre ellos no es significativo ( $p=0,94$ ). Sin embargo, si de todas formas se presta atención a los valores de los parámetros, tomando como referencia las elecciones de 2003=1, prácticamente no hay variabilidad: en las elecciones de 2007 la relación clase-voto es ligeramente menos fuerte (5% menos), en las de 2011 es ligeramente más fuerte (3% más). Estas diferencias son demasiado pequeñas como para requerir mayores comentarios, agregado al hecho de que el modelo UNIDIFF no debería preferirse. Es decir, a comienzos del siglo XXI la relación clase-voto podría ser más débil que antes, pero actualmente muestra una fuerte inercia a lo largo de las elecciones presidenciales consideradas.

### Relación clase-voto ante la presencia de otras variables

A las personas entrevistadas que dijeron haber votado en las elecciones presidenciales de 2011 e informaron sobre su voto se les solicitó que informaran por quién votaron para presidente. Las respuestas fueron *dicotomizadas* como "Frente para la Victoria" (FPV) –Cristina F. de Kirchner– u "Otros". Ello se llevó a cabo en ambas encuestas (CEDOP-UBA y LAPOP). Debe recordarse que en estas elecciones el partido ganador, FPV, obtuvo el 54% de los votos positivos, mientras que el partido más cercano obtuvo el 17% de los votos. Este alto porcentaje del FPV (C. F. de Kirchner) ya nos hace sospechar de un aporte relevante de sectores fuera de la clase obrera.

Trataremos de ver ahora la relación clase-voto en el contexto de otras variables de interés, por medio de regresiones logísticas binarias. Se agregan así, además de otras variables sociodemográficas, variables tradicionalmente usadas para dar cuenta del comportamiento electoral: percepciones de condiciones económicas nacionales y personales, interés en la política, participación política e ideología.

Una advertencia de interés antes de proseguir es notar que nuestras regresiones tratan de evaluar algunas varia-

bles clásicas que, como cualquier regresión, son más las variables que dejan fuera que las que finalmente son consideradas. La idea es poner a prueba el voto de clase frente a algunas variables competitivas usuales, lo que no implica desdeñar otras variables de interés crucial para distintos investigadores. A título de ejemplo, podemos mencionar un muy interesante trabajo de Ratto y Montero (2013) sobre las elecciones presidenciales de 2007, basado en un cuerpo de datos diferentes centrados en diez conglomerados urbanos de Argentina, quienes encuentran para ecuaciones de regresión logística medianamente parecidas a las nuestras que la variable crucial es la identificación partidaria, careciendo de relevancia la clase social. Aunque para esas mismas elecciones y usando ecuaciones parecidas, Tagina (2012) encuentra que clase social es estadísticamente significativa. De todas formas, debe notarse que nuestras regresiones corresponden a las elecciones de 2011. Sin dudas, esta variedad de resultados llevaría a la necesidad de más de una evaluación posterior comparativa, en particular porque los autores recurren a la autopercepción subjetiva de clase (aunque Ratto y Montero usan como control otras alternativas), aproximación muy distinta a la de nuestro enfoque de clase social objetiva aquí.<sup>8</sup>

Volviendo a nuestra presentación, las variables socio-demográficas fueron: *Sexo* (varón=1, mujer=0); *Edad* (en años cumplidos); *Educación* (años de educación completados); *Ingreso del Hogar* (el punto medio del rango de ingresos familiares seleccionado por la persona encuestada), en cientos; *Nivel*

---

<sup>8</sup> También agrega algún ruido el hecho de que Ratto y Montero cuentan con un tamaño muestral acotado que se reduce bastante cuando se desagrega en las ecuaciones que presentan en la Tabla 2 (p. 354), generando dudas adicionales. Por otro lado, ya señalamos que Tagina (2012, Tabla 2) encuentra que –para dichas elecciones presidenciales de 2007– *clase social*, medida también como autoidentificación, para ecuaciones similares a las de estos autores, se muestra como una variable competitiva, estadísticamente significativa, respecto de identificación partidaria (también muy significativa). Y tal relevancia de *clase social* ocurre a pesar de la presencia de *educación* en la ecuación de Tagina (igualmente muy significativa), cuya presencia suele opacar los efectos de *clase social*.

*Socio-Económico* (NSE), tomando en cuenta nivel del hogar y número de bienes durables (como señaláramos, tratamos de aproximarnos a categorizaciones tradicionales de investigación de mercado), que usamos como un “proxy” de clase social.

Las percepciones de condiciones económicas nacionales y personales son iguales a 1 si el entrevistado dice que tales condiciones económicas son mejores que hace 12 meses, igual a 0 si tales condiciones son percibidas como iguales o peores. El *interés político* se mide en una escala de cuatro puntos: 1) mucho, 2) algún, 3) poco y 4) ninguno. Dado que la *participación política* es baja, particularmente con referencia a los partidos políticos, consideramos una forma más generalizada y “liviana” de *participación política*: igual a 1 si participaron de una manifestación pacífica en los últimos tres años, igual a 0 si no lo hicieron. Finalmente, *ideología* fue medida según la autoubicación en una escala espacial izquierda-derecha de 10 puntos.<sup>9</sup>

Pasando ya al análisis propiamente dicho, consideramos primero regresiones basadas en variables socio-demográficas (Cuadro 5). Ni *edad* ni *sexo* parecen vinculadas al voto por el FPV. *Años de educación completados* aparece como una variable crucial, siendo siempre altamente significativa (y negativa). Las chances de votar por FPV son mayores cuando la *educación* baja.

---

<sup>9</sup> Más de una discusión acerca de los usos de este tipo de escalas se ha planteado en la literatura, sobre las que no entraremos aquí. La usamos como un atajo, como una alternativa simple, parsimoniosa y de directa operacionalización –presente en casi todas las encuestas de interés–, para un tema al que tampoco los investigadores han encontrado una alternativa convincente. No se pretende con su uso sugerir unidimensionalidad en el espectro izquierda derecha, ya que más de una dimensión –al menos económica y cultural fueron sugeridas– seguramente subyace a tal espectro. Tampoco pensamos en la existencia de una comprensión común de las etiquetas ideológicas. Si aceptamos –además del interés práctico de la escala– la relevancia de la propia distinción en el análisis político y su posible vinculación con el comportamiento electoral, si bien se encuentran diversos detractores de la importancia de dicha vinculación. Entre una gran diversidad de trabajos, puede verse Mair (2007) y Evans y Tilley (2012a). *Dentro de las limitadas pretensiones de nuestros ejercicios aquí, consideramos razonable la presente aproximación.*

**Cuadro 5. Modelos de regresión logística binaria para variables socio-demográficas. Variable dependiente: Voto por *Frente para la Victoria* (=1 si votó FPV, =0 si votó otros). N = 1143. Elecciones Presidenciales de 2011, Encuesta LAPOP (2012)**

Variables Independ	Mod. 1	Mod. 2	Mod. 3	Mod. 4	Mod. 5	Mod. 6	Mod. 7
Constante	0,538**	2,473***	0,925***	2,344***	0,736**	2,199***	1,139***
Sexo (Varones=1)	0,088	0,095	-0,008	0,033	0,000	0,033	0,072
Edad (en años)	0,001	-0,010*	0,001	-0,008	-0,002	-0,009°	-0,004
Educación -años com.	-----	-0,141***	-----	-0,119***	-----	-0,111***	-----
Ingreso Hogar x 100	-----	-----	-0,010***	-0,004	-0,007*	-0,004	-----
NSE: Clase obrera=1					0,450**	0,135	-----
ABC1: clase media-alta							-1,227***
C2 (clase media)							-0,866***
C3 (baja clase media)							-0,549**
DE (clases obreras)							Referencia
Nagelkerke R <sup>2</sup>	0,001	0,075	0,024	0,069	0,036	0,070	0,050
% Global	64,5	66,1	64,0	65,9	63,8	66,1	65,3
N	1143	1143	837	837	837	837	1143

Por su parte, el *ingreso del hogar* y el *nivel socioeconómico* (o clase) se relacionan con el voto por FPV si *educación* no está presente. Las chances de votar por el FPV aumentan cuando baja el *ingreso del hogar* y/o el NSE. Cuando las *clases* –o NSE– son controladas por *sexo* y *edad* (Modelo 7) y se toma como referencia la clase obrera (DE), las clases medias –respecto de la clase obrera– tienen un efecto negativo significativo en las chances de votar por el FPV.

Dado que en algunos casos *kirchnerismo* (FPV) tendió a ser asociado con *chavismo* en Venezuela, notamos que los resultados de nuestro Modelo 4 son los mismos que los obtenidos por Lupu (2010) para los votantes por Chávez en las elecciones venezolanas de 2006 (ver su Cuadro 2, p. 18, 7ª columna), descansando en una ecuación de regresión relativamente similar (él considera el *ingreso personal* como un “proxy” de clase). En ambos casos solo *educación* alcanza un valor significativo (negativo). En ambos países, cuando los años de educación están presentes todos los otros indicadores socio-demográficos son no significativos. Quizás podría-

mos asumir que Lupu habría encontrado resultados similares a los de nuestro Modelo 3: el *ingreso del hogar* está presente y muestra un valor negativo significativo, cuando excluimos *educación* de la ecuación. (El exponencial de *ingreso del hogar* en nuestro caso mostraría que un incremento de 100 pesos reduciría las chances de votar FPV en el 1%).

Finalmente, analizamos el rol de la *clase* cuando se introducen las percepciones económicas y las variables políticas. También se realiza este ejercicio para la elecciones presidenciales de 2011 (Encuesta LAPOP 2012). Los resultados se muestran en el Cuadro 6.

**Cuadro 6. Modelos de regresión logística binaria para percepciones económicas, variables políticas y niveles socioeconómicos (o clases sociales). Variable dependiente: Voto por *Frente para la Victoria* (=1 si votó FPV, =0 si votó otros). N = 897 en las tres ecuaciones. Elecciones Presidenciales de 2011, Encuesta LAPOP (2012)**

Variables Independientes	Modelo 8	Modelo 9	Modelo 10
Constante	0,982**	0,839**	0,117
Evaluación Situación Económica del País	1,240***	1,202***	1,196***
Evaluación Situación Económica Personal	0,077	0,105	0,106
Ideología	0,043	0,030	0,029
Interés en la Política	-0,304***	-0,324***	-0,332***
Participación Política	-0,497*	-0,474*	-0,446*
NSE (DE – Clase Obrera = 1)	-----	0,590***	-----
ABC1 (Clase Media Alta)	-----	-----	-1,049**
C2 (Clase Media)	-----	-----	-0,727***
C3 (Baja Clase Media)	-----	-----	-0,373*
DE (Clase Obrera)	-----	-----	Reference
Nagelkerke – Pseudo R <sup>2</sup>	0,102	0,124	0,131
% Global	64,7	67,2	67,6

Cuando no se considera *clase social* (Modelo 8), las variables políticas (excluyendo *ideología*) y la *evaluación* (retrospectiva) de la economía nacional son significativas (la percepción retrospectiva de la economía personal no es relevante). Las chances (o logaritmo de las chances) de votar por el FPV crecen si los entrevistados piensan que la econo-

mía nacional mejoró en los últimos 12 meses, si participaron en una manifestación pacífica en los últimos tres años y si muestran cierto grado de interés en la política. Si introducimos *clase social* (Modelo 9), las variables significativas anteriores permanecen y la presencia de *clase obrera* tiene un alto impacto positivo en las chances de votar por el FPV. Y si consideramos todas las clases con *clase obrera* como categoría de referencia (Modelo 10), todas las *clases medias* tienen un impacto negativo respecto de la *clase obrera*.

Finalmente, cuando regresiones por pasos (*stepwise*) con todas las variables presentes en la ecuación (Modelo 11), o con todas las variables excluyendo *educación* son consideradas (Modelo 12), los resultados son los que se presentan a continuación (Cuadro 7). Recuérdese que este programa de regresión, en base a un criterio específico, selecciona las variables que resultan significativas.

**Cuadro 7. Modelos de regresión logística binaria (*stepwise*).  
Todas las variables independientes y todas excluyendo *educación*.  
Variable dependiente: Voto por *Frente para la Victoria*  
(=1 si votó FPV, =0 si votó otros). N = 680 en ambas ecuaciones.  
Elecciones Presidenciales de 2011, Encuesta LAPOP (2012)**

Variables Independientes:	Modelo 11 –Todas	Modelo 12 –Educación excluida–
Evaluación Situación Económica del País (=1 si Mejor)	1,031***	1,079***
Educación (años completados)	-0,101***	No incluida
NSE (DE – Clase Obrera = 1)	---	0,408*
Interés en la Política (desde 1=Mucho hasta 4= Ningún)	-0,498***	-0,473***
Participación Política (=1 si asistió a una manifestación)	-0,689**	-0,760**
Ingreso del Hogar (en cientos)	-0,007*	-0,009**
Edad (en años)	-0,012*	---
Constante	3,734***	1,968***
Nagelkerke – Pseudo R <sup>2</sup>	0,570	0,138
% Global	68,5	68,8

— Entre otras variables, estas no fueron seleccionadas por la ecuación.

La regresión por pasos con todas las variables (Modelo 11) muestra que las chances (odds) de votar por FPV se redu-

cen con la edad, con los años de educación completados y con el ingreso del hogar. Crecen tales chances cuando aumenta el interés en la política, cuando aumenta la participación vía asistencia a manifestaciones en los últimos tres años y cuando perciben una mejora en la economía del país en los últimos 12 meses. Como ya se señaló, si los años de educación completados están presentes, la clase social –o nivel socioeconómico– no alcanza significación estadística. Al excluir *educación* (Modelo 12), se observa una misma tendencia que en el Modelo 11, pero ahora la *clase social* entra en la regresión por pasos, indicando que las chances (odds) de votar FPV crecen cuando la clase obrera está presente.

Como una especie de amplia acotación al margen –o como una digresión adicional–, para consideraciones sobre el voto de clase actual al menos en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) y en los 24 Municipios del AMBA (GBA), consideramos correlaciones ecológicas para las recientes Elecciones Primarias (PASO, 1ª vuelta) y para las elecciones presidenciales de octubre del mismo año 2015 en la CABA. Complementariamente, para estas últimas elecciones presentamos resultados de los 24 Municipios del AMBA (GBA). Relacionamos el porcentaje de votos por las tres fuerzas políticas principales y el porcentaje de tres agrupamientos de clase, a lo largo de las 15 Comunas de la CABA y, con mayor detalle ocupacional, a lo largo de los 24 Municipios del Conurbano Bonaerense.

Para un lector menos informado, notemos que PRO es el partido mayoritario gobernante de la Ciudad Autónoma de Buenos Aires, liderado por Mauricio Macri. ECO es una fuerza de corte social demócrata organizada en la CABA, conjunción de diversos liderazgos, entre los que se destaca Elisa Carrió. Si bien ECO disputó con PRO la jefatura de gobierno de la CABA, ambas fuerzas participaron de una misma conjunción electoral para las elecciones presidenciales de 2015, bajo la denominación de “Cambemos”, llevando a Mauricio Macri como candidato a presidente. “Cambie-



mos” contó finalmente también con el apoyo de un partido tradicional como la Unión Cívica Radical. En cuanto al FPV, su candidato, Daniel Scioli, gobernador de la provincia de Buenos Aires, logró finalmente el apoyo de la hasta entonces presidenta, Cristina F. de Kirchner, luego de diversos arreglos para distintas candidaturas. (Recuérdese que Cristina F. de Kirchner no pudo concretar sus aspiraciones de una reforma constitucional para buscar un tercer mandato). Indagaciones precedentes de quien esto escribe sobre el PRO en la CABA sugerían que, al menos en este distrito, dicha fuerza mostraba características policlasistas, si bien su desempeño era siempre mejor en los distritos de mayor nivel socioeconómico en ese distrito.

**Cuadro 8. Correlaciones ecológicas entre Grupos de Clase y Fuerzas Políticas en la CABA (15 Comunas). 1) Elecciones Primarias (PASO, 1ª vuelta) para candidatos a Jefe de Gobierno. 26 de Abril de 2015. 2) Elecciones presidenciales de octubre de 2015**

Fuerzas Políticas	Clase de Servicios	Clases Intermedias	Clases Obreras
PASO 1ª Vuelta			
PRO	0.254	-0.206	-0.248
ECO	0.842***	-0.063	-0.872***
FPV	-0.776***	0.191	0.786***
Presidente oct. 2015			
Cambiemos	0.739**	-0.230	-0.692**
UNA <sup>a</sup>	-0.766**	0.285	0.616*
FPV	-0.812***	0.151	0.818***

\*p < 0,05; \*\*p < 0,01; \*\*\*p < 0,001

<sup>a</sup> Unidos por una Nueva Alternativa (Sergio Massa).

Con respecto a los resultados para las PASO, las clases medias típicas no exhiben coeficientes significativos con ninguna fuerza política, el FPV muestra –dentro de lo esperado– una alta correlación positiva significativa con las clases obreras y una alta correlación negativa significativa con las clases medias. La que se suponía la fuerza más “progresista”, “socialdemócrata”, o “de izquierda” (ECO-Lousteau) ex-

hibe la perspectiva inversa de la mostrada por el FPV.<sup>10</sup> El PRO no exhibe correlaciones significativas, lo que podría asociarse a la idea de esta fuerza política como un partido “catch-all”. Algo distinto es el panorama para las elecciones presidenciales de octubre de 2015, donde ya se ve una tradicional pauta dicotómica detectada por Canton y Jorrat para este tipo de ejercicios, con Cambiemos mostrando correlaciones positivas con los niveles medios y medio-altos, negativas con clase obrera, mientras el FPV muestra la tradicional pauta peronista de altas correlaciones positivas con clase obrera, negativas con los sectores medios y medio-altos. UNA muestra una pauta cercana al FPV. El posible carácter “catch all” que se señalaba para el PRO en el voto no presidencial ahora en el voto presidencial exhibe la pauta tradicional señalada. Por supuesto, no debe perderse de vista que estos coeficientes (“correlaciones ecológicas”) en realidad solo dicen que los porcentajes de votos por una fuerza se incrementan (decrecen) a medida que aumenta (disminuye) la presencia de una determinada clase, a lo largo de las 15 Comunas de la CABA. Por otro lado, el PRO gana en todas las comunas –lo que haría sospechar un cierto policlasismo– pero su voto es menor en las comunas donde predominan sectores bajos y mayor donde predominan los medio-altos, hecho que termina arrojando los valores de correlaciones ecológicas señalados.

Finalmente, se presenta un cuadro con correlaciones ecológicas para los 24 partidos del Conurbano Bonaerense, con una descripción más detallada de las ocupaciones según padrones (masculinos) de 2011.<sup>11</sup>

---

<sup>10</sup> Notamos que nos interesa la primera vuelta, donde los votantes no están presionados por opciones. Correlaciones para la segunda vuelta muestran que ECO (Lousteau) exhibe una pauta similar a la del peronismo, con altas correlaciones con *clase obrera*. Lo que indica el fuerte apoyo a Lousteau por parte del FPV.

<sup>11</sup> Agradecemos a Enrique Sette haber facilitado este material.

**Cuadro 9. Correlaciones ecológicas entre Grupos de Clase y Fuerzas Políticas en el Conurbano Bonaerense (24 Partidos). Elecciones Presidenciales de Octubre de 2015**

Ocupaciones	Cambios	FPV	UNA
Obreros No Calificados	-0,691***	0,827***	0,276
Obreros Calificados	-0,572**	0,636**	0,250
Oficios Cuenta Propia	-0,577**	0,400°	0,421*
Técnicos	0,521**	-0,449*	-0,380°
Comerciantes	0,661***	-0,681***	-0,383
Empleados	0,140	-0,198	0,112
Estudiantes Jóvenes (-30)	-0,378	0,515*	0,128
Estudiantes Mayores (30+)	0,528**	-0,678***	-0,304
Profesionales-Empresarios	0,845***	-0,840***	-0,378°

°  $p < 0,10$ ; \*  $p < 0,05$ ; \*\*  $p < 0,01$ ; \*\*\*  $p < 0,001$

Los resultados para el Conurbano Bonaerense (GBA) son consistentes con los de la CABA. Correlaciones positivas significativas del FPV con clases obreras, particularmente las no calificadas, valores negativos significativos con los sectores medio altos (Estudiantes Mayores –previsiblemente profesionales y Profesionales y Empresarios–). La pauta opuesta corresponde a Cambios. Los sectores medios independientes (Comerciantes) se vincularían a Cambios, lo contrario para FPV; mientras que los sectores medios dependientes (Empleados) no exhiben pauta alguna. UNA no presenta tendencias claras. Se mantiene la pauta dicotómica de apoyos obreros y rechazos de los sectores medios y medio altos al peronismo.

Estamos de acuerdo, hasta cierto punto, con la afirmación de T. N. Clark al comienzo del libro que editaran con S. M. Lipset (2001), cuando señala que “Como una pregunta de investigación seria, es mejor no preguntar si la clase está ‘viva’ o ‘muerta’, sino más bien sobre qué factores estimulan una mayor o menor prominencia de la clase” (p. 10). Independientemente de tal enunciado, concluimos nuestra breve peregrinación con la siguiente puntualización: en la ciudad de Buenos Aires, la pauta tradicional de asociación

ecológica entre clase obrera y voto peronista –usualmente señalada por Canton y Jorrat– parece mantenerse vigente. En el país como un todo, si un proceso de “desalineamiento” alguna vez tuvo lugar en el pasado, ningún “realineamiento”, ninguna nueva pauta de lealtades partidarias puede ser claramente observada en el presente, al tiempo que los clivajes sociales –clivajes de clase en nuestro caso– son todavía importantes y parecen mantenerse estables en estos tiempos.

### Breves comentarios finales

Una primera observación es que las características generales de las últimas elecciones presidenciales argentinas, que llevaron a una derrota del peronismo en su versión kirchnerista después de doce años en el gobierno, con un claro corte geográfico en los resultados electorales y con diferencias porcentuales globales escasas (aunque con marcadas diferencias regionales), no permitirían pensar en ellas como “elecciones críticas”, que según la literatura son aquellas que podrían llevar a importantes realineamientos del electorado.<sup>12</sup> Y no solo no es ese nuestro intento de indagación aquí, sino que, además, solo el paso de un cierto tiempo electoral podría permitir apreciaciones en tal sentido. En este breve trabajo solo intentamos ejercicios limitados para evaluar la presencia –continuidad o no– y magnitud de un voto de clase en el país.

En general, el voto de clase por el peronismo, medido por el Índice de Alford, parece no haber declinado en Argentina. Para los primeros años del siglo XXI tiende a mostrar una tendencia estable, o una “fluctuación sin tendencias” –usando un término de la literatura internacional sobre el tema–, cercano al 20% (para datos individuales). Tal tendencia apunta a mostrar una fuerte inercia a lo largo de las recientes elecciones presidenciales.

---

<sup>12</sup> En las elecciones presidenciales de 2015, segunda vuelta, los resultados fueron: 51,34% de Cambiemos (Macri) frente a 48,66% de FPV (Scioli).

Cuando se considera el simple porcentaje de voto de clase obrera por el peronismo, se mantiene alto, casi por encima del 70%, aunque parece haber declinado. Por otro lado, el apoyo de clase media exhibiría una tendencia creciente. Ello podría estar asociado a las tenues variaciones –o “fluctuaciones sin tendencias”– mostradas por el Índice de Alford en el siglo XXI.

La relevante presencia positiva de *clase obrera* cuando se considera la competencia de variables políticas y de *percepción económica* para explicar el voto peronista es otro elemento que permite ver la fuerza relativa del voto de clase. Sin embargo, cuando los *años completos de educación* son considerados, la variable *clase* es desplazada. La *educación* emerge como la variable individual más relevante, que es a veces considerada como un “proxy” para *clase social* (Lupu y Stokes, 2009).

Los enunciados precedentes nos llevan a concluir que el voto de clase parece estar vivo en Argentina, aunque podría haber declinado respecto de elecciones más tempranas. Gran Bretaña, el caso que consideramos de alto interés para las comparaciones, muestra una pauta similar, aunque su declinar allí parece más fuerte.<sup>13</sup> Evans y Tilley (2012b) puntualizan que esto no es tanto el resultado de un desdibujamiento de los límites de clase –como la sabiduría convencional sugeriría– sino del movimiento centrista de los partidos y “del debilitamiento de las señales ideológicas izquierda-derecha” (p. 974), incluido el Partido Laborista. Agregan que el “desalineamiento resulta de la declinante relevancia política de valores concernientes a la redistribución y la desigualdad” (p. 974). Estas observaciones podrían

---

<sup>13</sup> Llegó a nuestra atención un breve comentario de Hout (2012) para un país como Estados Unidos, que podría ser considerado entre las arenas menos favorables para observar un voto de clase. Nota Hout que en Estados Unidos, después de Reagan, la brecha de ingresos comenzó a mostrar una pauta relevante de brecha de voto, con más gente de ingresos bajos votando por los Demócratas. Y esto podría ser extendido a las autopercepciones de clase, como sugiere Hout, aunque él se queja de que al momento de sus escritos datos de encuestas en boca de urna (*exit polls*) sobre la intersección de *clase* y *raza* no habían sido especificadas todavía.

constituir un punto de partida para futuras investigaciones sobre el tema en Argentina.

A futuro, los pocos datos que vimos para las elecciones de 2015 no llevan a sugerencias generales atendibles. La impresión es que, a pesar de que “Cambiemos” –la nueva fuerza política emergente en el contexto nacional– haya realizado ciertos avances conquistando votos obreros, ello no implicaría un desdibujamiento –al menos por ahora– de las pautas dicotómicas tradicionales históricamente detectadas por Canton y Jorrat en múltiples publicaciones, fundamentalmente en base a datos agregados. En realidad, debe puntualizarse que, hasta tanto las investigaciones electorales por encuestas no perfeccionen sus relevamientos de la variable *clase social*, nuestras exploraciones continuarán dentro de sus actuales limitaciones.

Nos gustaría concluir citando parte de unos comentarios hacia el final de un trabajo de Chan y Goldthorpe (2007, p. 528), que hacen a nuestro interés aquí: “La política de clase claramente no está muerta. La clase puede todavía ser considerada como la base principal de clivajes sociales en la medida en que cuestiones de izquierda-derecha estén en juego: es decir, cuestiones que activan intereses divergentes que surgen a partir de las desigualdades en condiciones económicas y chances de vida.”

## Referencias

- Achterberg, Peter y Dick Houtman 2006 “Why do so many people vote “unnaturally”? A cultural explanation for voting behavior.” *European Journal of Political Research* 45: 75-92.
- Acosta, Luis y Jorge Raúl Jorrat 2003 “¿Ha muerto el voto de clase? Las elecciones porteñas del siglo XX”. *Desarrollo Económico*, Vol. 42.
- Anderson, Christopher J. 2007 “The End of Economic Voting? Contingency Dilemmas and the Limits of Democratic Accountability”. *Annual Review of Political Science* 10: 271-296.

- Bartolini, Stefano 2000 *The Political Mobilization of the European Left, 1860–1980. The Class Cleavage*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Canton, Darío, Luis Acosta, y Jorge Raúl Jorrot 2013 *Una hipótesis rechazada. El rol de los migrantes internos según Gino Germani en los orígenes del peronismo*. Buenos Aires: Hernández Editores.
- Chan, Tak Wing y John H. Goldthorpe 2007 "Class and Status: The Conceptual Distinction and its Empirical Evidence." *American Sociological Review* 72: 512–532.
- Clark, Terry Nichols 2001 "What Have We Learned in a Decade on Class and Party Politics?" In Clark and Lipset, *The Breakdown of Class Politics*.
- Clark, Terry Nichols y Seymour Martin Lipset (eds.) 2001 *The Breakdown of Class Politics. A Debate on Post-Industrial Stratification*. Baltimore and London: The Johns Hopkins University Press.
- Dalton, Russell J. y Hand-Dieter Klingemann (comps.) 2007 *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Vol. 1.
- Erikson, Robert y John Goldthorpe 1993 *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon.
- Erikson, Robert, John Goldthorpe, y Luciene Portocarero 1979 "Intergenerational Class Mobility in Three Western European Societies". *British Journal of Sociology* 30, 4: 415–441.
- Evans, Geoffrey (ed.) 1999 *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press.
- Evans, Geoffrey 2000 "The Continued Significance of Class Voting". *Annual Review of Political Science*, 3, 401–417.
- Evans, Geoffrey y James Tilley 2012 (a) "How Parties Shape Class Politics: Explaining the Decline of the Class Basis of Party Support". *British Journal of Political Science* 42, 1: 137–161.
- Evans, Geoffrey y James Tilley 2012 (b) "The Depolitization of Inequality and Redistribution: Explaining the Decline of Class Voting". *The Journal of Politics* 74, 4: 963–976.
- Goldthorpe, John H. 2007 *On Sociology. Second Edition, Volume Two: Illustration and Restrospect*. Stanford, Ca.: Stanford Uni-

versity Press. Versión en castellano: *De la sociología. Números, narrativas e integración de la investigación y la teoría*. Madrid: CIS, 2010.

Hout, Michael 2012 "The verdict on class and voting." *The Berkeley Blog*. The University of California at Berkeley. 13/11/2012.

Hout, Michael, Clem Brooks, y Jeff Manza 1995 "The Democratic Class Struggle in the United States, 1948-1992". *American Sociological Review* 60:6, pp. 805-828.

Houtman, Dick 2004 *Class and Politics in Contemporary Social Science*. New Brunswick & London: Aldine Transaction.

Jorrat, Jorge Raúl 2010 "¿Todavía un voto de clase? Elecciones porteñas de 2009". *Revista de la Sociedad Argentina de Análisis Político*. 4, 1-2, Mayo-Noviembre.

King, Gary 1997 *A Solution to the Ecological Inference Problem*. Princeton: Princeton University Press.

Kingston, Paul W. 2000 *The Classless Society*. Stanford, Ca.: Stanford University Press.

Knutsen, Oddbjorn 2008 *Class Voting in Western Europe. A Comparative Longitudinal Study*. Lanham, MD: Lexington Books.

Lachat, Roman 2007 "Measuring cleavage strength". Department of Political Science, University of Montreal. <http://romain-lachat.ch/papers/cleavages.pdf>

Leiulfsrud, Hakon, Ivano Bison, y Heidi Jensberg 2005 *Social Class in Europe. European Social Survey 2002/2003*. Departamento de Sociología e Investigación Social, Università degli Studi di Trento.

Lupu, Noam 2010 "Who Votes for Chavismo? Class Voting in Hugo Chávez's Venezuela". *Latin American Research Review* 45, 1: 7-32.

Lupu, Noam y Susan C. Stokes 2009 "The Social Bases of Political Parties in Argentina, 1912-2003". *Latin American Research Review* 44, 1: 58-87.

Mair, Peter 2007 "Left-Right Orientations", en Dalton y Klingemann (comps.), *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Vol. 1. Oxford: Oxford University Press.

Pakulski, Jan y Malcom Waters 1996 *The Death of Class*. London: Sage.



- Ratto, María Celeste y José Ramón Montero 2013 "Modelos de voto en la Argentina: las elecciones presidenciales de 2007". *POST-Data*. 18, 2: 323-364.
- Tagina, María Laura 2010 "El rompecabezas de la conducta electoral. Enfoques alternativos y debates actuales". Anuario de Investigaciones del Departamento de Derecho y Ciencia Política de la Universidad Nacional de La Matanza, n° 3.
- Tagina, María Laura 2012 "Factores contextuales, predisposiciones de largo plazo y *accountability* electoral en Argentina en tiempos del kirchnerismo", en *Política y Gobierno*, Vol. XIX, N° 2.
- Vallet, Louis-Andre 2006 "How Can We Analyse Temporal Dynamics in Statistical Associations Characterised by Very Strong Inertia? Recent Advances in Log-Multiplicative Modelling", 25th Biennial Meeting of the Society for Multivariate Analysis in the Behavioural Sciences & 2nd Conference of the European Association of Methodology, Eötvös Loránd University, Budapest, Julio 2-5.
- Weakliem, David y Anthony Heath 1999 "The Secret Life of Class Voting: Britain, France, and the United States since the 1930s". Cf. Evans (1999), pp. 97-136.

